

경기변동에 따른 대출 포트폴리오의 신용위험측정

Measuring Credit Risk of Loan Portfolio as Economic Cycle Changes

김 홍 규 *

目 次	
I. 서 론	IV. 관련 파라미터의 추정
II. 이론적 배경	V. 신용위험 측정모델의 활용
III. 신용위험 측정모델의 개발	VI. 결 론

I. 서 론

국내 금융기관들은 IMF 이후 저금리에 따른 가계 자금수요 증대 및 소매금융 강화전략 등에 의해 가계대출을 지속적으로 확대시켜 왔으나, 최근 경기가 침체됨에 따라 가계의 부채 부담이 급속하게 증가하여 가계부실화의 우려가 현실로 나타나고 있다.

이에 따라 국내 금융기관들은 자산건전성을 확보하기 위하여 가계대출에 대한 신용위험 관리시스템을 도입하였거나 혹은 자체적으로 개발하였다. 그러나, 가계대출 포트폴리오의 신용위험은 주로 차주의 특성을 기반으로 한 미시적인 관점에서만 측정되고 거시적인 관점에서의 경기변동에 따른 가계대출 포트폴리오의 신용위험의 변화는 체계적으로 측정되지 못하는 실정이다.

이러한 배경 하에 본 연구는 경기변동과 가계대출과 같이 소액다건으로 이루어진 대출 포트폴리오 신용위험간의 관계를 규명하여 경기변동에 따른 대출 포트폴리오 신용위험 측정 모델을 개발하는 것을 목적으로 한다.

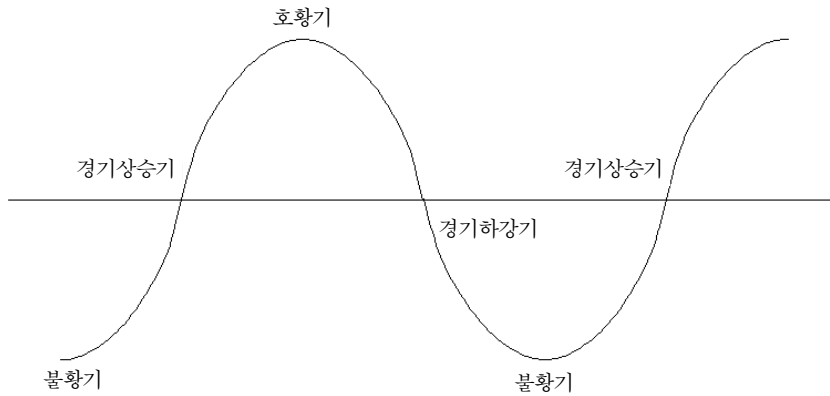
* 본 연구소 연구원, 상경학부 경영학전공 교수

II. 이론적 배경

1. 경기순응적인 금융산업

경기변동이란 <그림 1>과 같이 국민경제의 활동이 경기 상승기, 호황기, 경기 하강기, 불황기의 네 가지 국면이 순환적으로 반복되는 과정을 의미한다. 경기변동주기 상에서 확장국면은 경기상승기와 호황기가 해당되며, 수축국면은 경기하강기와 불황기이다.

<그림 1> 경기변동



Borio, *et al.* (2001)에 의하면 금융기관은 경기변동에 따라 대출활동을 조절하는 경기순응적인(procyclical) 행태를 보인다. 즉 금융기관은 경기 하강기에 대출활동을 억제하는 경향이 있는데 이는 가계(기업)의 소비(투자)활동을 위축시킴으로 인해 경기를 더욱 악화시키기도 한다. 한편 경기 상승기에는 대출활동을 강화하는 경향이 있고 이로 인해 경기가 더욱 과열되어 심각한 인플레이션을 유발하기도 한다. 이는 금융기관이 신용위험은 경기 하강기에 증가하고 경기 상승기에 감소하는 것으로 느끼고 있기 때문이다.

2. 경기변동이 신용위험에 미치는 영향

경기변동이 부도율에 미치는 영향 부도란 차주가 채무상환의무를 불이행하는 것을 나타내고 부도율은 전체 차주 중 부도를 낸 차주의 비율을 의미한다. 실증분석을 통한 많은 연구

가 경기변동이 부도율에 영향을 미친다는 것을 보여주고 있다. Ferri, *et al.* (2001), Monfort & Mulder (2000), 그리고 Reisen (2000)은 신용평가기관의 평가결과가 주기성을 보인다는 사실을 발견하였다. 또한 Bangia, *et al.* (2000), Nickell, *et al.* (2000), 그리고 Altman & Brady (2001)는 불황기보다 경기 하강기에 낮은 등급의 신용상태로의 전이와 부도가 더 많음을 발견하였다. 이들의 연구결과로부터 부도율이 경기변동에 따라 변한다고 할 수 있으므로 부도율은 경기변동에 대한 함수로 표현하는 것이 바람직하다고 판단된다.

한편, Borio, *et al.* (2001)은 부도율의 경기변동에 따른 주기성은 타이밍에 의한 착시현상에 기인한다고 주장하였다. 일반적으로 부도는 부채관계가 성립된 이후 3, 4년 후에 발생하게 되는데 이를 “지연효과(aging effect)”라고 한다. 즉 경기 하강기에 비해 경기 상승기에 대출활동이 증가한다면 부도율이 경기변동에 관계없이 일정하다고 가정하더라도 지연효과에 의해 경기 하강기에 더 많은 부도건수가 관측되므로 부도율이 증가한 것으로 느끼게 된다는 것이다. 하지만 이 주장은 대부분의 다른 연구결과와 일치하지 않으므로 설득력이 낮아 보인다.

신용위험을 측정할 때에는 “대출기간(through-the-cycle)”과 “시점(point-in-time)”에 대한 신용위험을 구분할 필요가 있다. 대출기간에 대한 신용위험은 대출기간 내에서 예상되는 최악의 상황 하에서의 신용위험을 나타내는 반면, 시점에 대한 신용위험은 시간의 변화에 따른 신용위험의 변화를 나타내며, 이는 본 연구에서 채택한 신용위험의 개념이다. Crouhy, *et al.* (2001)은 여신사의 결정에는 대출기간에 대한 신용위험을 사용하는 것이, 자본할당의 결정에는 시점에 대한 신용위험을 사용하는 것이 바람직하다고 주장하였다.

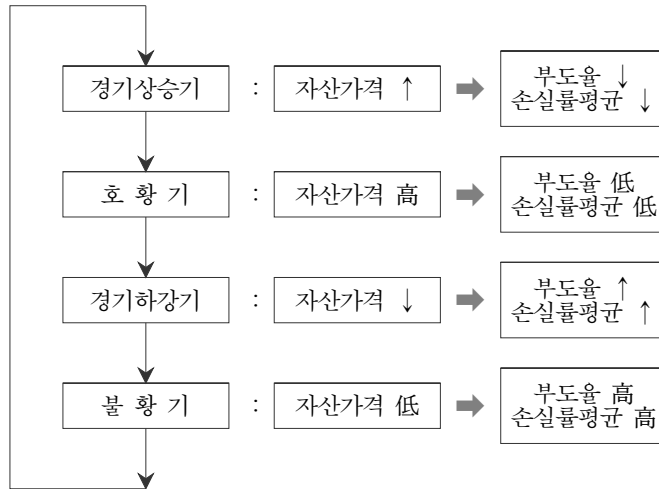
경기변동이 손실률평균에 미치는 영향 손실률은 차주가 부도 시 전체대출금에서 회수하지 못하는 금액의 비율을 의미하고 손실률이 부도를 낸 차주마다 상이하므로 본 연구에서는 대출 포트폴리오에서의 손실률의 대표치로 개별 손실률의 평균인 손실률평균을 고려한다. 경기변동이 부도율뿐만 아니라 손실률평균에도 영향을 미친다는 사실을 제시하는 연구결과는 다음과 같다. Machlachlan (2000)은 경기가 침체에 있을 때 신용스프레드가 가장 높은 것을 발견하고 경기변동과 손실률평균간에는 서로 연관성이 있음을 주장하였다. Gupton, *et al.* (2000)과 Crouhy, *et al.* (2000)은 개별 차주의 부도 시 이로 인한 손실률이 경기변동에 따라 변화하는 손실률평균을 중심으로 분포하는 것을 발견하였다. 이들의 연구결과로부터 손실률평균도 부도율과 마찬가지로 경기변동에 따라 변한다고 할 수 있으므로 손실률평균도 경기변동에 대한 함수로 표현하는 것이 바람직하다고 판단된다.

한편 Frye (2000)는 손실률평균은 불황기에 높게 나타나는데, 이는 경기 하강기에 담보가치가 크게 하락하기 때문이라고 주장하였다. 또한 담보가치가 하락하는 원인으로 체계적 위험의 노출에 따른 직접적 영향, 차주의 담보자산에 대한 관리 및 통제미흡에 의한 간접적 영

향, 재무적으로 다급해진 차주에 의한 담보자산의 급매에 의한 간접적 영향을 들었다.

지금까지의 경기변동에 따른 부도율과 손실률평균에 관한 논의는 <그림 2>와 같이 요약할 수 있다.

<그림 2> 경기변동에 따른 부도율과 손실률평균의 변화



부도율과 손실률평균의 상관관계 전술한 바와 같이 부도율과 손실률평균 모두 경기변동에 의해 영향을 받으므로 일반적으로 부도율과 손실률평균 사이에는 상관관계가 존재한다고 할 수 있다.

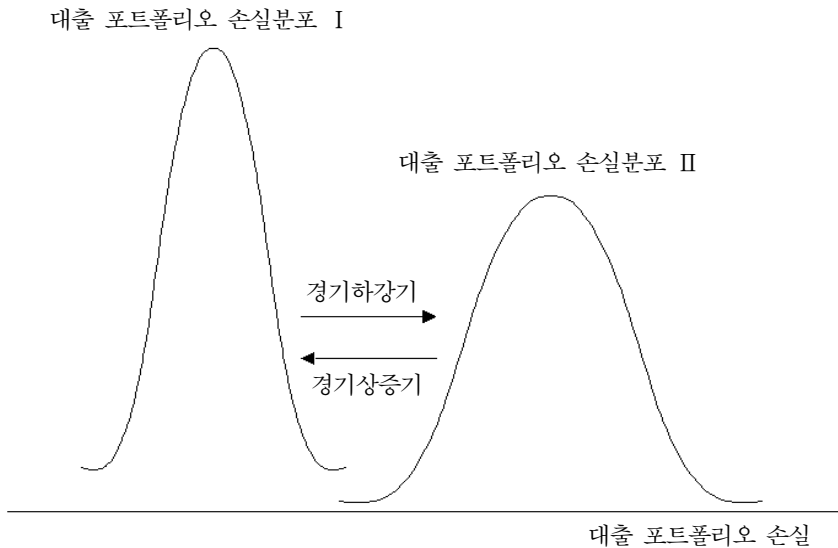
Altman, *et al.* (2001)은 1982년부터 2000년까지의 채권 데이터베이스를 이용하여 부도율과 손실률평균 사이의 상관관계를 분석하였다. 분석결과 부도율과 손실률평균 사이에는 양의 상관관계가 존재하였는데, 이는 경기변동에 따른 고위험채권의 수요와 공급간의 관계에 기인한다고 하였다. 즉 경기 하강기에 고위험채권의 공급이 증가하는 반면 이에 대한 수요는 감소하므로 기존에 보유하고 있는 고위험채권의 가격이 낮아짐에 따라 손실이 발생하게 된다는 것이다.

Altman, *et al.* (2002)은 시뮬레이션을 통해 부도율과 손실률평균 사이의 상관관계가 신용위험에 큰 영향을 미치는 것을 보였다. 또한 Frye (2000)는 경기 하강기에 부도율과 손실률평균이 동시에 증가하고 경기 상승기에 부도율과 손실률평균이 동시에 감소함에 따라 경기변동에 따른 기대손실률의 민감도는 매우 커지게 되어 불황기의 기대손실률이 호황기의 기대손실률에 비해 무려 10배 이상 크다는 것을 보였다. 여기서 기대손실률은 부도율과 손실률평균의 곱으로 나타낼 수 있고, 본 연구에서 채택한 신용위험의 조작적 정의이다. 즉 기대손실

물은 대출 포트폴리오에서 대출금액 한 단위당 기대되는 손실금액을 의미한다.

본 연구에서는 경기변동에 따른 대출 포트폴리오 신용위험의 변화를 대출 포트폴리오 손실분포의 이동으로 나타낸다. 즉 <그림 3>과 같이 대출 포트폴리오 손실분포가 경기 하강기에는 대출 포트폴리오 손실분포 I에서 대출 포트폴리오 손실분포 II로 이동하고, 경기 상승기에는 대출 포트폴리오 손실분포 II에서 대출 포트폴리오 손실분포 I로 이동하는 것으로 경기변동에 따른 대출 포트폴리오 신용위험의 변화를 나타내고자 한다.

<그림 3> 경기변동에 따른 대출 포트폴리오 신용위험의 변화



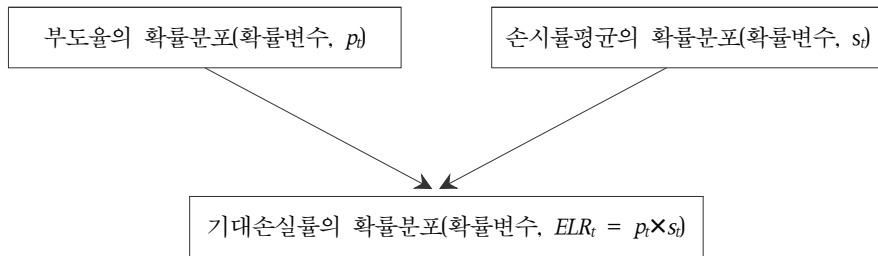
또한 Altman, *et al.* (2001, 2002)과 Frye (2000)의 연구결과를 신용위험 측정모델에 수용하기 위하여 본 연구에서는 부도율과 손실률평균이 사전적(ex ante)으로는 상관관계가 존재하고, 사후적(ex post)으로는 서로 독립인 확률분포를 따른다고 하였다.

III. 신용위험 측정모델의 개발

단위기간, $t=1, 2, \dots$, 에 동질적인 차주 n_t 명으로 구성된 동질적인 대출 포트폴리오에 대

한 기대손실률의 확률분포는 <그림 4>와 같은 절차에 의하여 구할 수 있다. 여기서 단위기간, $t=1,2, \dots$, 는 시점, t 에서 시점, $t+1$ 까지의 기간을 나타낸다. 다음으로 차주가 동질적이라는 것은 차주가 신용위험측면에서 서로 유사하다는 것을 의미한다. 마지막으로 대출포트폴리오가 동질적이란 대출금액, 대출기간, 상환조건 등이 서로 유사하다는 것을 암시한다.

<그림 4> 기대손실률의 확률분포를 얻기 위한 절차

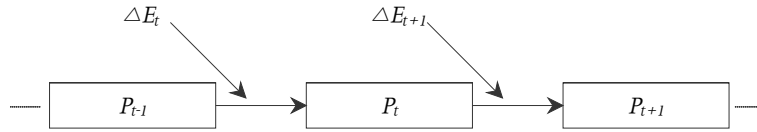


부도율에 관한 모델 먼저 분석의 편의를 위하여 부도율에 대하여 다음과 같은 가정을 한다.

- 가정 1. <그림 5>와 같이 단위기간, $t=1,2, \dots$, 의 부도율, P_t 는 주로 바로 전 기간의 부도율, P_{t-1} 과 바로 전 기간과 비교한 현재 기간의 경기변동, ΔE_t 에 의해 사전적인 영향을 받는다.
- 가정 2. 사후적으로 임의의 단위기간에 어떤 차주가 부도를 내는 사건은 다른 차주가 부도를 내는 사건과 독립이다.
- 가정 3. 사후적으로 임의의 단위기간, $t=1,2, \dots$, 에 어떤 차주가 부도를 내는 확률 즉, 부도율, P_t 는 차주에 관계없이 일정하다.

가정 1에 의해 $P_t, t=1,2, \dots$, 를 재귀적으로 정의하여 P_t 는 P_0 와 단위기간, t 까지의 경기변동의 누적적인 영향에 의해 결정되는 것으로 표현할 수 있다. 여기서 P_0 는 대출기간 초기의 차주 자체의 위험특성을 나타낸다. 가정 2는 차주들이 부도를 내는 사건이 사후적으로 서로 독립적으로 이루어지므로 현실적으로 만족된다고 볼 수 있다. 가정 3 역시 동질적인 차주로 이루어진 동질적인 대출 포트폴리오를 대상으로 하므로 현실적으로 무리가 없어 보인다.

<그림 5> 부도율에 영향을 주는 요인들



이상의 논의를 토대로 임의의 단위기간, $t=1,2, \dots$, 내의 부도율, P_t 는 다음의 식과 같이 P_{t-1} 과 그 기간의 경기변동, ΔE_t 의 함수와 오차항의 합으로 표현할 수 있다.

$$p_t = f(p_{t-1}, \Delta E_t) + \varepsilon_t, \quad E[\varepsilon_t] = 0, \quad V[\varepsilon_t] = \sigma_\varepsilon^2$$

여기서 ε_t , $t=1,2, \dots$, 는 단위기간, t 에 P_{t-1} 와 E_t 외의 기타 여러 가지 요소가 부도율에 주는 영향의 합을 나타내는 확률변수로서, 이러한 영향들은 서로 독립적이고 우발적이므로 중심 극한정리에 의해 *i.i.d.* 정규분포를 따른다고 가정할 수 있으므로, P_t , $t=1,2, \dots$, 는 다음과 같이 평균, $f(p_{t-1}, \Delta E_t)$ 와 분산 σ_ε^2 을 갖는 정규분포를 따른다.

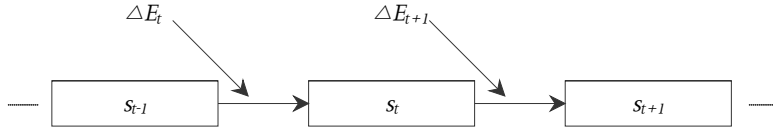
$$p_t \sim N(f(p_{t-1}, \Delta E_t), \sigma_\varepsilon^2) \tag{1}$$

손실률평균에 관한 모델 분석의 편의를 위하여 부도율의 경우와 마찬가지로 손실률평균에 대해서도 다음과 같은 몇 가지 가정을 한다.

- 가정 4. <그림 6>과 같이 s_t , $t=1,2, \dots$, 는 주로 바로 전 기간의 손실률평균, s_{t-1} 과 바로 전 기간과 비교한 현재 기간의 경기변동, ΔE_t 에 의해 사전적인 영향을 받는다.
- 가정 5. 사후적으로 임의의 차주가 임의의 단위기간 내에 부도시 이로 인한 손실률은 다른 차주가 부도를 냈을 경우에 의한 손실률과 독립이다.
- 가정 6. 차주들이 임의의 단위기간 내에 부도를 냈을 경우, 이로 인한 손실률은 차주별로 다르지만 단위기간, $t=1,2, \dots$, 의 손실률평균, s_t 을 중심으로 변동한다.

가정 4에 의해 부도율의 경우와 마찬가지로 s_t , $t=1,2, \dots$, 를 재귀적으로 정의함으로써 s_t 는 s_0 와 단위기간, t 까지의 경기변동의 누적적인 영향에 의해 결정되는 것으로 표현할 수 있다. 여기서 s_0 는 대출기간 초기의 차주 자체의 위험특성을 나타낸다. 가정 5는 부도율의 경우와 마찬가지로 차주들이 부도를 내는 사건이 사후적으로 서로 독립적으로 이루어지므로 현실적으로 만족된다고 볼 수 있다. 가정 6은 Gupton, et al. (2000)과 Crouhy, et al. (2000)의 연구결과에 의한 것이다.

<그림 6> 손실률평균에 영향을 주는 요인들



이상의 논의를 토대로 임의의 단위기간내의 손실률평균, s_t , $t=1,2, \dots$, 는 s_{t-1} 과 그 기간의 경기상황의 함수와 오차항으로 표현할 수 있다.

$$s_t = g(s_{t-1}, \Delta E_t) + \delta_t, \quad E[\delta_t] = 0, \quad V[\delta_t] = \sigma_\delta^2$$

부도율의 경우와 마찬가지로 δ_t , $t=1,2, \dots$, 는 오차항을 나타내는 확률변수로서 *i.i.d.* 정규 분포를 따른다고 가정할 수 있으므로, s_t , $t=1,2, \dots$, 는 다음과 같이 평균, $g(s_{t-1}, \Delta E_t)$ 와 분산 σ_δ^2 을 갖는 정규분포를 따른다.

$$s_t \sim N(g(s_{t-1}, \Delta E_t), \sigma_\delta^2) \quad (2)$$

2.2절에서 부도율과 손실률평균이 사후적으로는 독립이라고 하였으므로 부도율과 손실률 평균의 오차항 즉, ε_t 와 δ_t , $t=1,2, \dots$, 는 서로 독립이 됨을 알 수 있다.

기대손실률에 관한 모델 단위기간, $t=1,2, \dots$, 에서 식 (1)로 나타나는 부도율을 나타내는 확률변수, P_t 와 식 (2)로 나타나는 손실률평균을 나타내는 확률변수, s_t 를 곱함으로써 단위기간, t 의 기대손실률을 나타내는 확률변수, ELR_t 를 다음의 식 (3)과 같이 경기변동의 함수로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} ELR_t &= (f(p_{t-1}, \Delta E_t) + \varepsilon_t)(g(s_{t-1}, \Delta E_t) + \delta_t) \\ &= f(p_{t-1}, \Delta E_t)g(s_{t-1}, \Delta E_t) + f(p_{t-1}, \Delta E_t)\delta_t + \varepsilon_t g(s_{t-1}, \Delta E_t) + \varepsilon_t \delta_t \end{aligned} \quad (3)$$

위의 ELR_t 에 관한 표현으로부터 ELR_t 의 평균과 분산은 다음과 같이 구할 수 있다. 먼저 $E[\varepsilon_t] = 0$, $E[\delta_t] = 0$, 그리고 ε_t 와 δ_t 는 서로 독립이므로 $E[\varepsilon_t \delta_t] = E[\varepsilon_t]E[\delta_t] = 0$ 이 되어

$$E[ELR_t] = f(p_{t-1}, \Delta E_t)g(s_{t-1}, \Delta E_t) \quad (4)$$

또한 $V[\varepsilon_t \delta_t] = E[(\varepsilon_t \delta_t - E[\varepsilon_t \delta_t])^2] = E[\varepsilon_t^2 \delta_t^2] = E[\varepsilon_t^2]E[\delta_t^2] = V[\varepsilon_t]V[\delta_t] = \sigma_\varepsilon^2 \sigma_\delta^2$ 이고, $Cov(f(p_{t-1}, \Delta E_t)\delta_t, \varepsilon_t g(s_{t-1}, \Delta E_t)) = Cov(f(p_{t-1}, \Delta E_t)\delta_t, \varepsilon_t \delta_t) = Cov(\varepsilon_t g(s_{t-1}, \Delta E_t), \varepsilon_t \delta_t) = 0$ 이므로

$$V[ELR_t] = f^2(p_{t-1}, \Delta E_t)\sigma_\delta^2 + \sigma_\varepsilon^2 g^2(s_{t-1}, \Delta E_t) + \sigma_\varepsilon^2 \sigma_\delta^2 \quad (5)$$

확률변수, ELR_t , $t=1,2, \dots$, 의 평균과 분산은 위의 식 (4)와 (5)에 의해 구할 수 있으나 어떤

확률분포를 따르는지는 해석적으로 구하기 어려우므로 시뮬레이션과 같은 방법을 이용하여 이의 확률분포를 구할 수 있다.

IV. 관련 파라미터의 추정

3절에서 제시한 신용위험 측정모델을 활용하기 위해서는 모델에서 사용되는 파라미터 값들을 신용위험과 관련된 자료를 가지고 추정할 필요가 있으므로 여기서는 관련 파라미터값들을 추정하는 방법에 대하여 살펴본다.

Mendenhall, *et al.* (1990)에 의하면 바람직한 추정통계량이 가져야 할 특성으로는 그 추정통계량의 평균이 추정하고자 하는 미지의 파라미터의 값이 되어야 하는 불편성(unbiasedness), 표본크기가 커짐에 따라 추정치가 실제 파라미터의 값에 근사할 확률이 커지는 일관성(consistency) 등이 있다.

P_t 의 추정 단위기간, $t=1, 2, \dots$, 에 차주 $i, i=1, 2, \dots, n_t$,가 부도를 내는 사건을 확률변수, $X_{t,i}$ 로 나타내면, $X_{t,i}$ 의 평균과 분산은 다음과 같다.

$$E[X_{t,i}] = 0 \times P(X_{t,i} = 0) + 1 \times P(X_{t,i} = 1) = 0 \times (1 - p_t) + 1 \times p_t = p_t$$

$$V[X_{t,i}] = E[X_{t,i}^2] - E^2[X_{t,i}] = 0^2 \times (1 - p_t) + 1^2 \times p_t - p_t^2 = p_t(1 - p_t)$$

$P_t, t=1, 2, \dots$, 는 다음의 추정통계량을 이용하여 추정할 수 있다.

$$\hat{p}_t = \frac{X_{t,1} + X_{t,2} + \dots + X_{t,n_t}}{n_t} \tag{6}$$

3절의 가정 2에 의하면 확률변수 $X_{t,i}, i=1, 2, \dots, n_t$,가 서로 독립이므로, \hat{p}_t 는 중심극한정리에 의해 n_t 가 충분히 클 때 정규분포로 나타낼 수 있다.

$$\hat{p}_t \sim N\left(p_t, \frac{p_t(1-p_t)}{n_t}\right)$$

$\lim_{n_t \rightarrow \infty} V[\hat{p}_t] = \lim_{n_t \rightarrow \infty} \frac{p_t(1-p_t)}{n_t} = 0$ 이므로 어떠한 $\phi, \phi > 0$,에 대해서도 $\lim_{n_t \rightarrow \infty} P\left(\left|\hat{p}_t - p_t\right| < \phi\right) = 1$ 이 성립

한다. 따라서 n_t 가 충분히 크면 큰 오차 없이 $\hat{p}_t, t=1,2, \dots$, 를 P_t 라고 할 수 있다.

s_t 의 추정 단위기간, $t=1,2, \dots$, 에 차주 $i, i=1, 2, \dots, n_t$, 가 부도를 냈을 경우, 차주 i 에 의한 손실률을 다음과 같은 확률변수, $Y_{t,i}$ 로 나타낼 수 있다.

$$Y_{t,i} = s_t + \gamma_{t,i}, E[\gamma_{t,i}] = 0, V[\gamma_{t,i}] = \sigma_\gamma^2 < \infty$$

확률변수, $Y_{t,i}, t=1,2, \dots, i=1, 2, \dots, n_t$ 의 값은 단위기간 t 에 차주 i 가 부도를 냈을 경우에만 관측되므로, $N_t (= X_{t,1} + X_{t,2} + \dots + X_{t,n_t})$ 를 단위기간 t 에 부도를 낸 차주의 수를 나타내는 확률변수로 정의하고, 부도를 낸 차주 $j, j=1,2, \dots, N_t$ 에 의한 손실률을 $Y_{t,j}$ 로 나타내면 s_t 는 다음과 같은 통계량에 의해 추정할 수 있다.

$$\hat{s}_t | N_t = \frac{Y_{t,1} + Y_{t,2} + \dots + Y_{t,N_t}}{N_t} = s_t + \frac{\gamma_{t,1} + \gamma_{t,2} + \dots + \gamma_{t,N_t}}{N_t} \quad (7)$$

$E[\hat{s}_t | N_t] = E\left[s_t + \frac{\gamma + \gamma + \dots + \gamma}{N_t}\right] = s_t + \frac{N_t E[\gamma]}{N_t} = s_t + 0 = s_t$ 임을 알 수 있고, 3절의 가정 5에 의해 확률변수 $Y_{t,i}, j=1,2, \dots, n_t$ 가 서로 독립이므로 $V[\hat{s}_t | N_t] = \frac{N_t V[\gamma]}{N_t^2} = \frac{\sigma_\gamma^2}{N_t}$ 이 된다. 일반적으로 금융기관의 대출 포트폴리오에서의 차주의 수는 매우 많아 $\lim_{n_t \rightarrow \infty} V[\hat{s}_t | N_t] = \lim_{n_t \rightarrow \infty} \frac{\sigma_\gamma^2}{N_t} = 0$ 이 되므로 어떠한 $\phi, \phi > 0$, 에 대해서도 $\lim_{n_t \rightarrow \infty} P\left(|\hat{s}_t | N_t - s_t| < \phi\right) = 1$ 라고 할 수 있다. 따라서 $n_t, t=1,2, \dots$, 가 충분히 크면 큰 오차 없이 $\hat{s}_t | N_t$ 를 s_t 라고 할 수 있다.

$f, g, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\delta^2$ 의 추정 진술한 바와 같이 일반적인 경우, P_t 와 $s_t, t=1,2, \dots$, 를 비교적 정확히 추정할 수 있으므로, 이들을 설명하는 $f, g, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\delta^2$ 는 최소자승법을 이용하여 구할 수 있다. ε_t 와 $\delta_t, t=1,2, \dots$, 가 *i.i.d.* 정규분포를 따른다고 가정하였으므로 최소자승법에 의해 추정된 f 와 g 를 구성하는 파라미터들도 정규분포를 따르게 되고, 충분히 많은 시계열자료에 의해 이러한 파라미터들이 추정된 경우에는 이러한 파라미터들의 추정을 위한 추정통계량의 분산이 0에 가깝게 되어 큰 오차 없이 이들 추정치가 해당 파라미터의 값들이라고 할 수 있다.

V. 신용위험 측정모델의 활용

먼저 단위기간, $t=1,2, \dots$, 의 기대손실률은 확률변수 ELR_t 로 나타낼 수 있으므로 식 (4)로 나타나는 이 확률변수의 평균에 요구수익률을 더하여 해당 대출상품의 가격을 결정할 수 있다. 즉,

$$P_t = E[ELR_t] + RR_t \quad (8)$$

여기서 P_t : 단위기간 t 에서의 적정 가격 혹은 이자율

RR_t : 단위기간 t 에서의 요구수익률

다음으로 단위기간, $t=1,2, \dots$, 에 노출금액 L 인 차주 n_t 명으로 이루어진 대출 포트폴리오의 가치분포는 다음의 확률변수 Z_t 로 표현할 수 있다.

$$Z_t = n_t \times L \times (1 - ELR_t) \quad (9)$$

여기서 단위기간, $t=1,2, \dots$, 에 대하여 <표 1>과 같이 정의된 $V_t(p)$, FV_t , EV_t 각각의 값을 Z_t 의 확률분포로부터 구할 수 있다.

<표 1> 기호의 정의

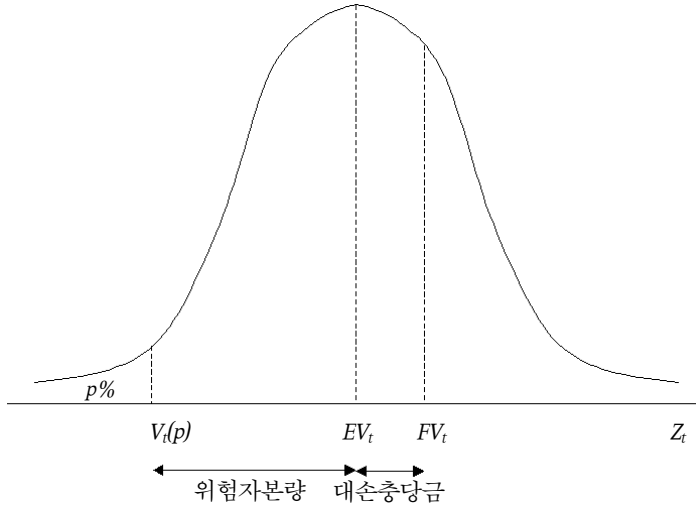
기호	정의
$V_t(p)$	$p\%$ 유의수준에서의 최악의 시나리오에 의한 포트폴리오 가치
FV_t	자본비용과 요구수익률을 고려하여 요구되는 포트폴리오 가치
EV_t	포트폴리오의 기대가치

따라서 단위기간, $t=1,2, \dots$, 의 적정 대손충당금(Loan Loss Reserve)과 위험자본량(Economic Capital)은 <그림 7>과 같이 구할 수 있다. 여기서 대손충당금이란 미래의 손실에 대비한 비축 자본량을 의미하고, 위험자본량은 특정기간 동안에 일정한 신뢰수준을 전제로 할 때 시장요인의 불리한 변화로 인해 예상되는 최대손실액수를 대비한 비축자본량을 의미한다. 즉,

$$\text{대손충당금} = FV_t - EV_t$$

$$\text{위험자본량} = FV_t - V_t(p)$$

<그림 7> 대손충당금과 위험자본량의 계산



일반적으로 금융기관에서는 차주를 위험특성에 따라 분류·관리하고 있으므로 본 연구에서 개발된 모델을 차주그룹별로 적용하는 것이 바람직해 보인다. 개별 그룹별 포트폴리오 가치분포를 더하여 전체 포트폴리오 가치분포를 산출할 경우에는 중심극한정리에 의해 전체 포트폴리오 가치분포를 정규분포로 나타낼 수 있기 때문에 시뮬레이션이 필요 없게 되고 금융기관 전체의 입장에서 필요한 대손충당금과 위험자본량을 쉽게 구할 수 있다.

VI. 결 론

금융기관은 예상되는 경기변동에 따른 신용위험의 변화를 예측함으로써 사전에 적절한 조치를 취하여 자산건전성을 확보할 필요가 있다. 이를 위해서는 경기변동에 따른 신용위험의 변화를 정량적으로 예측할 수 있어야 한다. 따라서 본 연구에서는 가계대출과 같이 소액 다건으로 이루어진 대출 포트폴리오 신용위험을 경기변동의 함수로 측정하는 방법에 대하여 살펴보았다.

먼저 2절에서는 경기변동과 신용위험간의 관계를 규명하는 기존 연구들을 살펴보았고, 3절에서는 2절의 논의를 바탕으로 대출 포트폴리오 신용위험을 부도율과 손실률평균의 곱으

로 표현되는 기대손실률로 나타내어 경기변동에 따른 대출 포트폴리오 신용위험 측정모형을 개발하였다. 다음으로 4절에서는 과거의 대출 포트폴리오 신용위험 자료를 이용하여 해당 파라미터를 추정하기 위한 추정통계량을 살펴보았다. 5절에서는 3절에서 개발된 대출 포트폴리오 신용위험 측정모형을 활용하는 방안 중 몇 가지를 살펴보았다.

마지막으로 본 연구에서 개발된 대출 포트폴리오 신용위험 측정모형을 활용하면 경기변동에 따른 신용위험의 계량화를 통해 적절한 신용위험관리를 도모하여 자산건전성을 확보할 수 있을 것으로 사료된다.

참고문헌

- Altman, E.I., Arman, P., "Defaults and Returns on High Yield Bonds : Analysis through the First Quarter 2002", *Salomon Working Paper*, April 2002.
- Altman, E.I., Brady, B., "Explaining Aggregate Recovery Rates on Corporate Bond Defaults", *Salomon Working Paper*, November 2001.
- Bangia, A., Diebold, F.X., Schuermann, T., "Ratings Migration and the Business Cycle", *Wharton Financial Institutions Center*, Working Paper 26, April 2000.
- Borio, C., Furfine, C., Lowe, P., "Procyclicality of the Financial System and Financial Stability : Issues and Policy Options", *BIS Working Paper*, February 2001.
- Crouhy, M., Galai, D., Mark, R., "Prototype Risk Rating System", *Journal of Banking and Finance*, January 2001, pp. 47-95.
- Crouhy, M., Galai, D., Mark, R., "A Comparative Analysis of Current Credit Risk Models", *Journal of Banking and Finance*, January 2000, pp. 57-117.
- Ferri, G., Liu, L.G., Majnoni, G., "The Role of Rating Agency Assessments in Less Developed Countries : Impact of the Proposed Basel Guidelines", *Journal of Banking and Finance*, January 2001, pp. 115-148
- Frye, J., "Collateral Damage", *Risk*, April 2000, pp. 91-94.
- Frye, J., "Depressing Recoveries", *Risk*, November 2000, pp. 108-111.
- Gupton, G.M., Gates, D., Carty, L.V., "Bank-Loan Loss Given Default, Moody's Investors Service", *Global Credit Research*, November 2000.

- Maclachlan, I., "Recent Advances in Credit Risk Management", *Ninth Melbourne Money and Finance Conference*, June 19, 1999.
- Mendenhall, W., Wackerly, D., Scheaffer, R., *Mathematical Statistics with Applications*, Duxbury, 4th Edition, 1990.
- Monfort, B., Mulder, C., "Using Credit Ratings for Capital Requirements on Lending to Emerging Market Economies-Possible Impact of a New Basel Accord", *International Monetary Fund*, Working Paper WP/00/69, 2000
- Nickell, P., Perraudin, W., Varotto, S., "Stability of Rating Transitions", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 24 No. 1, 2000, pp. 203-228.
- Reisen, Hausmann, R., Hiemenz, U., "Revisions to the Basel Accord and Sovereign Ratings", *IDB/OECD Development Center*, 2000.

<ABSTRACT>

Measuring Credit Risk of Loan Portfolio as Economic Cycle Changes

Heung-Kyu Kim *

In this paper, a change in credit risk of loan portfolio, as a function of economic cycle, is considered. When economic conditions vary, credit risk of portfolio that consists of large number of small loans undergoes a change accordingly. A simple mathematical model that allows us to measure a change in credit risk of loan portfolio, as economic conditions vary, is developed. This model represents credit risk as expected loss rate that is defined as the product of default rate and mean loss rate. This model enables us to better manage credit risk of loan portfolio.

* Professor of Business Administration, Dankook University.